

## EFEITOS DA REABERTURA DE FRONTEIRAS TERRESTRES NA EVOLUÇÃO ESPACIAL E TEMPORAL DA COVID-19 EM FOZ DO IGUAÇU, 2020-2021

### EFFECTS OF THE REOPENING OF LAND BORDERS ON THE SPATIAL AND TEMPORAL EVOLUTION OF COVID-19 IN FOZ DO IGUAÇU, 2020-2021

**Fabiana Hermes Suprinyak**

Universidade Federal da Integração Latino-Americana, Instituto de Ciências da Vida e da Natureza, PR, Brasil  
[fabihermes@gmail.com](mailto:fabihermes@gmail.com)

**Gladys Amélia Velez Benito**

Universidade Federal da Integração Latino-americana, Instituto de Ciências da Vida e da Natureza, PR, Brasil  
[gladys.benito@unila.br](mailto:gladys.benito@unila.br)

**Oscar Kenji Nihei**

Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Centro de Educação, Letras e Saúde, PR, Brasil  
[oscar.nihei@unioeste.br](mailto:oscar.nihei@unioeste.br)

#### RESUMO

O fechamento das fronteiras de Foz do Iguaçu (Paraná) foi necessário para conter a Covid-19, impactando significativamente o município, dependente do comércio e turismo. Poucas pesquisas verificaram o efeito espaço-temporal dessa medida na contenção da doença. Este estudo analisou o efeito da reabertura das fronteiras em Foz do Iguaçu na evolução espaço-temporal da Covid-19, 2020-2021. O espaço foi abordado pelas análises do índice global de Moran (I) e Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA), e a análise temporal pelo programa Joinpoint. Os resultados indicaram autocorrelação espacial não significativa, sendo negativa antes e depois da reabertura da fronteira paraguaia (P1) e positiva nos períodos da reabertura da fronteira argentina (P2). Após a reabertura da fronteira Brasil-Paraguai, a incidência aumentou 49,22%, com tendência de aumento semanal de 11,79% (IC 6,65-31,08). A reabertura da fronteira Brasil-Argentina coincidiu com uma redução na incidência (4,76%) e uma tendência de aumento de 2,07% (IC 1,01-8,48). Concluiu-se que a reabertura das fronteiras influenciou a incidência e a tendência dos casos em Foz do Iguaçu, sendo o impacto atenuado no período P2 devido a medidas sanitárias mais rigorosas na travessia da fronteira argentina e à imunidade parcial da população decorrente da vacinação.

**Palavras-chave:** Covid-19. Análise Espaço-Temporal. Áreas de Fronteira. Política Pública.

#### ABSTRACT

The closure of the borders of Foz do Iguaçu (Paraná) was necessary to contain Covid-19, significantly impacting the municipality, which is dependent on commerce and tourism. Few studies have verified the spatio-temporal effect of this measure. This study analyzed the effect of the reopening of borders in Foz do Iguaçu on the spatio-temporal evolution of Covid-19, 2020-2021. Space was analyzed using the global Moran's index (I) and Local Indicators of Spatial Association (LISA), and temporal analysis using the Joinpoint program. The results indicated non-significant spatial autocorrelation, which was negative before and after the reopening of the Paraguayan border (P1) and positive in the periods of reopening of the Argentine border (P2). After the reopening of the Brazil-Paraguay border, the incidence increased by 49.22%, with a weekly upward trend of 11.79% (CI 6.65-31.08). The reopening of the Brazil-Argentina border coincided with a reduction in incidence (4.76%) and an increasing trend of 2.07% (CI 1.01-8.48). It was concluded that the reopening of the borders influenced the incidence and trend of cases in Foz do Iguaçu, with the impact being mitigated in P2 due to stricter sanitary measures at the Argentine border crossing and partial population immunity resulting from vaccination.

**Key words:** Covid-19. Spatio-Temporal Analysis. Border Areas. Public Policy.

## INTRODUÇÃO

A pandemia da *Coronavirus Disease 2019* (Covid-19) impactou os sistemas de saúde, culturais, financeiros e governamentais em todo o mundo (Hale *et al.*, 2021). Características como a posição geográfica, a extensão territorial, as condições sociais, econômicas, políticas e culturais dos territórios influenciaram as medidas de contenção, o enfrentamento da pandemia de Covid-19 e as respectivas respostas (Santana e Nascimento, 2021).

Com robustez variável, enquanto as vacinas ainda não estavam disponíveis, diversos países implementaram estratégias de contenção, incluindo o fechamento de escolas, restrições de viagens, proibições de reuniões públicas, ordens de quarentena, rastreamento de contatos, testagem da população com suspeita da doença, campanhas educativas sobre a importância dos hábitos de higiene, uso de máscaras faciais, distanciamento físico de pelo menos um metro entre indivíduos, e o fechamento de fronteiras (Chua *et al.*, 2021; Hale *et al.*, 2021).

Dentre as medidas de controle, o fechamento das fronteiras pode acarretar implicações sociais, culturais e financeiras de grande relevância, requerendo uma análise cuidadosa por parte dos responsáveis e sendo aplicado somente em circunstâncias extremas (Hale *et al.*, 2021; Silva, 2008).

O fechamento das fronteiras de Foz do Iguaçu (Paraná, Brasil) com Ciudad del Este (Alto Paraná, Paraguai) e Puerto Iguazú (Misiones, Argentina) e a consequente limitação da mobilidade impactaram profundamente o território, visto que esse município depende economicamente do comércio e do turismo, tornando-o especialmente vulnerável à essa medida (Oliveira, 2020).

Até o momento, poucos estudos descreveram o efeito espaço-temporal da reabertura de fronteiras na incidência da Covid-19 durante a pandemia. Nesse contexto, este estudo teve como objetivo investigar a evolução espacial e temporal dos casos de Covid-19 em Foz do Iguaçu, em períodos anteriores e posteriores à reabertura das fronteiras terrestres com Ciudad del Este e Puerto Iguazú, adotada pelas autoridades gestoras entre 2020 e 2021.

Essa variável foi escolhida devido à sua relevância: o fechamento das fronteiras deve ser aplicado em circunstâncias extremas, levando em consideração seu impacto na propagação de agentes infecciosos e na proliferação de focos de contágio, além dos impactos econômicos associados (Hale *et al.*, 2021; Silva, 2008). Os resultados podem subsidiar a tomada de decisões no plano de ação emergencial por parte da gestão municipal e estadual.

## METODOLOGIA

### *Delineamento do estudo*

Este estudo ecológico descritivo de análise espacial e série temporal utilizou dados secundários dos casos de Covid-19 notificados no sistema de informação de saúde, e-SUS Notifica, referentes à Foz do Iguaçu (PR).

A reabertura da fronteira terrestre de Foz do Iguaçu com Ciudad del Este ocorreu em 15/10/2020, e com Puerto Iguazú em 01/10/2021. O intervalo de 45 dias anteriores e subsequentes às reaberturas foi selecionado visando observar a dinâmica da doença, considerando seu período de incubação, estimado entre 1 e 14 dias, com uma mediana de 5 a 6 dias (Brasil, 2022).

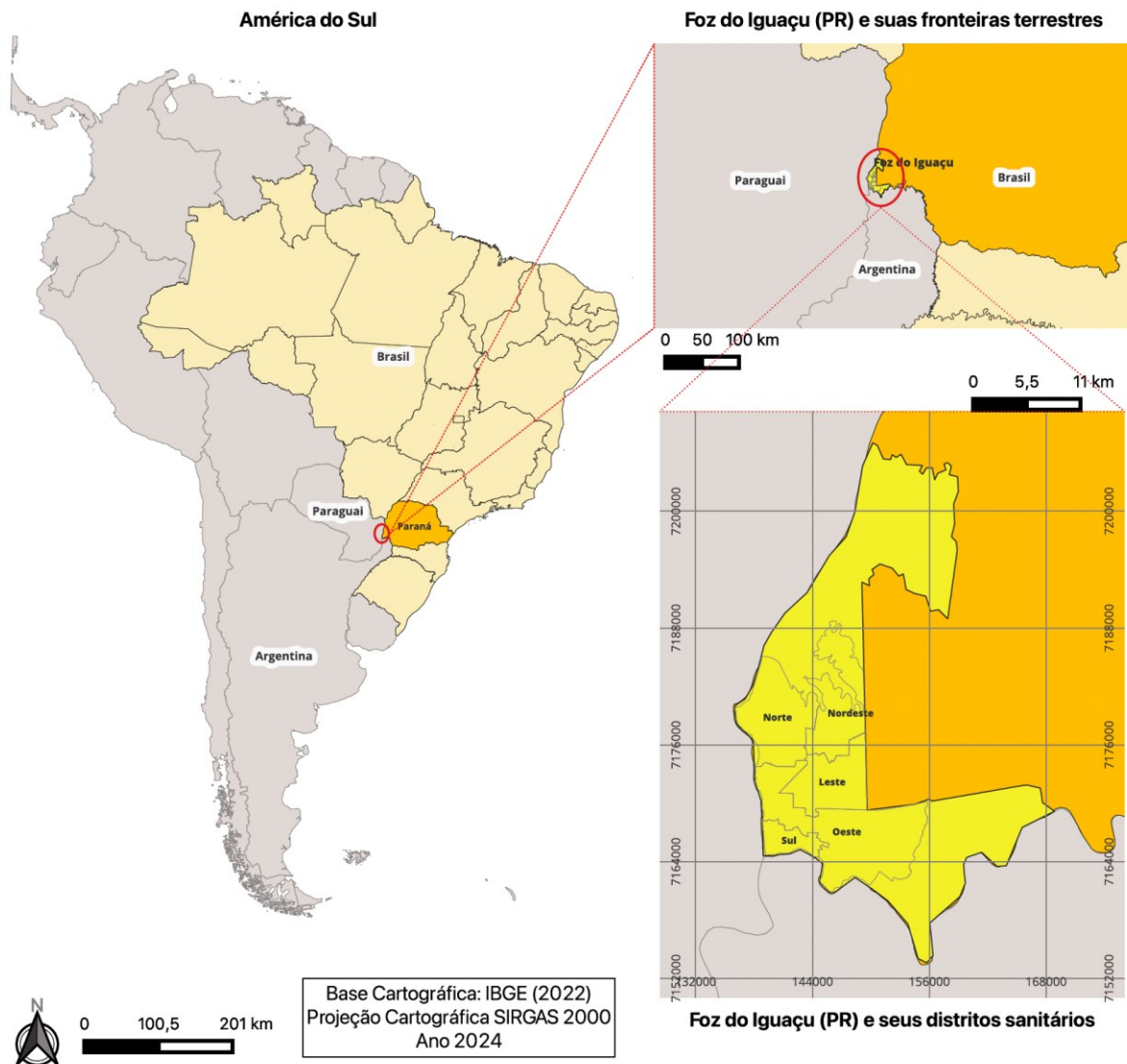
Na análise da distribuição espacial e temporal, a pesquisa abrangeu os casos de Covid-19, a partir do endereço de residência georreferenciado, em 2020, da 36ª à 48ª semana epidemiológica (31/08/2020 a 28/11/2020), e em 2021, da 33ª à 45ª semana epidemiológica (17/08/2021 a 14/11/2021), sendo denominados P1 e P2 respectivamente.

Posteriormente, P1 foi subdividido em P1a (31/08/2020 a 14/10/2020, 36ª a 42ª semana) e P1b (15/10/2020 a 28/11/2020, 42ª a 48ª semana), e P2 em P2a (17/08/2021 a 30/09/2021, 33ª a 39ª semana) e P2b (01/10/2021 a 14/11/2021, 39ª a 45ª semana), correspondendo aos períodos anteriores e subsequentes da reabertura das fronteiras.

Na análise espacial, utilizou-se a taxa de incidência de casos por 100 mil habitantes, calculada com base no número de casos da Covid-19 como numerador e a população do censo demográfico de 2022 como denominador, por setor censitário do município. De acordo com o censo de 2022, Foz do Iguaçu possui 523 setores censitários, agrupados em cinco distritos sanitários: Norte, Nordeste, Oeste, Leste e Sul (Figura 1).

Na análise de regressão temporal, foi avaliada a variação do número de casos por semana epidemiológica.

Figura 1 – Mapa da localização da área de estudo, indicando o Estado do Paraná e o município de Foz do Iguaçu, 2024



Fonte: Elaborada pelos autores, 2024.

Os dados secundários dos endereços, dos casos por períodos e semana epidemiológica, assim como os casos por sexo, idade e raça cor foram obtidos a partir do e-SUS Notifica, com a colaboração da secretaria municipal de saúde de Foz do Iguaçu, após a solicitação de compartilhamento do banco de dados anonimizado. Esta pesquisa cumpriu os requisitos éticos das pesquisas em ciências humanas e sociais, conforme previsto na Resolução nº 738 do Conselho Nacional de Saúde, de 1º de fevereiro de 2024, sendo uma pesquisa derivada do projeto “Análise espacial e epidemiológica da Covid-19 na Tripla Fronteira”, aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa através do parecer nº 5.555.770 de 1º de agosto de 2022.

### Análise de dados

A análise descritiva e os testes inferenciais envolvendo as variáveis 'sexo', 'faixa etária' e 'raça/cor' foram realizadas pelos *softwares* ExcelIO (v.16.83), PowerBIIO (v.2.126.1261.0) e Jamovi (v. 2.3.28), que também executou o teste Qui-quadrado de Pearson.

Na geolocalização, os endereços, inseridos manualmente na ficha de notificação da Covid-19, foram georreferenciados utilizando os *softwares* R (v.4.2.3) ou Google Maps. Devido a erros de digitação ou inconsistências na coleta, muitos endereços apresentaram problemas de localização e, por esse motivo, foram excluídos, assim como aqueles que estavam fora da área de estudo. O mesmo banco de dados foi utilizado nas análises espacial e temporal.

Para a análise exploratória espacial, aplicou-se a análise de Moran Global univariado (I), um indicador que fornece uma medida única da associação espacial para todo o conjunto de dados (Pereira *et al.*, 2021). Este índice avalia se as observações de uma variável estão agrupadas em padrões, de forma aleatória ou não no território (Anselin, 1995; Luzardo, Castañeda Filho e Rubim, 2017). O padrão Alto-Alto (A-A) indica regiões com valores elevados, cercadas por áreas igualmente altas, enquanto o Baixo-Baixo (B-B) representa regiões de valores baixos, rodeadas por áreas também abaixo da média, ambos sugerindo autocorrelação positiva. Já o padrão Baixo-Alto (B-A) ocorre quando uma região de valores baixos está cercada por áreas de valores elevados, e o Alto-Baixo (A-B) reflete o oposto, indicando autocorrelação negativa. A predominância de A-A ou B-B sugere forte consistência espacial, enquanto uma distribuição equilibrada entre os quadrantes pode indicar padrões mistos de associação nos dados (Brasil, 2007).

Nos parâmetros, utilizou-se a matriz de vizinhança no formato rainha, com a ordem das adjacências estabelecida como de primeira ordem. A avaliação da pseudosignificância foi feita com 999 permutações, considerando estatisticamente significativo o valor de  $p < 0,05$ .

A fim de identificar agrupamentos, aplicou-se a Análise dos Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA), utilizando a simulação de distribuição por permutação aleatória (999 permutações) nos valores dos atributos, conforme descrito por Anselin (1995). As taxas de incidência foram calculadas para cada setor censitário e período e divididas em classes. Essas classes foram organizadas em cinco categorias, cada uma representando uma porcentagem da distribuição (<25%, 25%-50%, 50%-75%, >75%), além de uma categoria para *outliers* superiores. A análise global de Moran (I) e LISA (li) foram executados pelo programa Geoda (v. 1.22.0.3).

As informações sobre a taxa de incidência e o LISA (li) da taxa de incidência foram utilizadas para construir mapas no *software* QGIS (v.3.34.4-Prizren). Esses mapas apresentam as áreas com maior taxa de incidência e destacaram regiões com correlações locais semelhantes ou distintas das demais regiões.

Para a análise temporal, foram criadas séries temporais pelo programa *Joinpoint Regression* (v.5.0.2), utilizando o número de casos conforme a semana epidemiológica, testando se uma mudança aparente na tendência era estatisticamente significativa (NCI, 2023). Estabeleceu-se um número mínimo de zero e um máximo de sete *joinpoints* para as iterações de teste, onde o programa avaliou a significância estatística da inclusão ou não de mais *joinpoints* até o máximo especificado (Mubarak *et al.*, 2023). A análise dos dados foi realizada sob a premissa de variância constante dos erros (homocedasticidade) e com modelos log-lineares.

O *Joinpoint* indicou o melhor modelo a partir do Critério de Informação Bayesiana Ponderado (WBIC), e os modelos finais foram escolhidos pelos autores com base no menor valor do WBIC, garantindo o ajuste ideal dos dados com o mínimo de parâmetros para evitar *overfitting*. O intervalo de confiança (IC) foi avaliado utilizando o Método do Quartil Empírico (EQM) para o modelo. A variação percentual semanal (*Week Percent Change*, WPC) foi calculada para cada semana epidemiológica, e a variação percentual média semanal (*Average Week Percent Change* - AWPC) foi estimada através da média ponderada das diferentes WPCs, considerando as 13 semanas de cada um dos períodos, P1 e P2. O nível de significância (alfa) foi estabelecido em 0,05.

No estudo de possíveis inferências causais entre a incidência da Covid-19 e as variáveis 'densidade populacional' e 'média de moradores em domicílios particulares ocupados (MMDPO)', disponíveis por setor censitário no censo de 2022, aplicou-se a regressão linear pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) calculada pelo Geoda. A escolha dessas variáveis se fundamentou na compreensão da literatura de que a densidade de moradores em uma mesma casa ou região pode criar condições propícias para a transmissão da Covid-19, aumentando o risco de infecção (Brasil, 2022).

## RESULTADOS

Os dados incluíram inicialmente 35.370 casos de Covid-19 no período P1, com 14.145 casos no P1a e 21.225 no P1b. Após excluir os casos sem possibilidade de georreferenciamento, os números foram ajustados para 13.379 no P1a (redução de 766 casos) e 19.973 no P1b (redução de 1.252 casos), totalizando 33.352 casos no P1. No período P2, dos 25.441 casos iniciais, 13.084 ocorreram no P2a e 12.357 no P2b. Após as exclusões, os casos foram ajustados para 12.140 no P2a (redução de 944 casos) e 11.562 no P2b (redução de 795 casos), perfazendo um total de 23.702 casos de Covid-19 no P2.

### Análise demográfica

Do período P1a para P1b, com relação ao sexo, as mulheres apresentaram uma taxa de incidência específica de Covid-19 ligeiramente maior do que os homens (tabela 1). Houve uma variação percentual positiva de 52,69% na taxa de incidência específica entre as mulheres e de 45,25% entre os homens, indicando um aumento na proporção de casos após a reabertura da fronteira Brasil e Paraguai. No entanto, o valor-*p* de 0,060 indica que não houve mudança significativa na proporção de casos segundo o sexo entre esses períodos.

De P2a para P2b, observou-se que a taxa de incidência específica foi maior nas mulheres (P2a: 4676,35 x 100 mil hab.; P2b 4587,66 x 100 mil hab.) e que houve uma redução nos casos de Covid-19 em ambos os sexos, sendo mais acentuada entre os homens (-8,53%) em comparação com as mulheres (-1,88%). O valor-*p* 0,008 indicou uma mudança significativa na proporção de casos de acordo com o sexo, ao comparar os períodos antes e depois da reabertura da fronteira da Argentina. Apesar da redução geral no número de casos entre os períodos, observou-se uma maior proporção de casos entre as mulheres (58,4%) após a reabertura da fronteira (Tabela 1).

Tabela 1 – Distribuição da taxa de incidência específica de Covid-19 de acordo com as variáveis 'sexo', 'faixa etária' e 'raça/cor', segundo períodos, Foz do Iguaçu (PR)

Fronteira BR-PY				Fronteira BR-AR		
Variáveis	Taxa P1a (x100 mil hab.)	Taxa P1b (x100 mil hab.)	p <sup>#</sup>	Taxa P2a (x100 mil hab.)	Taxa P2b (x100 mil hab.)	p <sup>#</sup>
Sexo						
Mulheres	4920,06	7512,64	0,060	4675,35	4587,66	0,008*
Homens	4440,25	6449,61		3804,69	3480,04	
Faixa etária						
0-9	2155,01	2707,52	<0,001*	2385,44	2634,20	<0,001*
10-19	2339,78	3970,85		3231,97	3324,96	
20-29	6381,49	9897,88		5324,30	5359,95	
30-39	6579,86	9747,87		5665,39	4842,36	
40-49	5684,60	8655,28		4645,58	4220,86	
50-59	4545,85	7047,81		3679,01	3244,14	
60-69	4075,26	5679,35		3546,35	3533,34	
70-79	4142,35	5290,91		4857,84	4848,43	
80-89	5403,09	6232,13		6460,83	5688,97	
90-99	9459,46	7432,43		7207,21	9684,68	
100 ou +	4347,83	4347,83		17391,30	13043,48	
Raça/cor						
Branca	3069,51	4742,62	<0,001*	2322,84	2406,90	<0,001*
Preta	1700,10	2623,73		1037,29	1098,31	
Parda	3501,94	5614,88		1833,62	1427,95	
Amarela	11071,97	9310,52		4680,42	4982,39	
Indígena	4651,16	4016,91		634,25	422,83	

<sup>1</sup>Taxa de incidência específica: número de casos de Covid-19 na variável específica, dividido pela população total dessa mesma variável, com o resultado multiplicado por 100.000 habitantes.

<sup>#</sup>: Valor obtido pelo teste Qui-quadrado de Pearson. \**p* ≤ 0,05.

Fonte: elaborada pela autora com base nos dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, IBGE (2024), e do e-SUS Notifica com data de extração em 02/06/2022.

Após a reabertura da fronteira entre Brasil e Paraguai, houve um aumento notável na taxa de incidência específica de Covid-19 em quase todas as faixas etárias, indicando uma transmissão crescente da doença com significância estatística ao longo do tempo. No período P1b, a faixa etária de 20 a 29 anos apresentou as maiores taxas de incidência específica. Em contraste, após a reabertura da fronteira entre Brasil e Argentina, a maioria das faixas etárias apresentou uma redução na taxa de incidência específica, com um valor-*p* de 0,001, indicando uma mudança significativa na proporção de casos por



faixa etária. No período P2b, a faixa etária de 100 anos ou mais apresentou as maiores taxas de incidência específica.

Quanto à distribuição por raça/cor, no P1, a maioria percentual dos casos de Covid-19 ocorreu na população branca (38,2%), seguida pela parda (28,8%), preta (1,9%), amarela (1,2%) e indígena (0,1%), sendo 29,8% não informado. No P2, a maioria dos casos ocorreu na população branca (32,5%), seguida pela parda (14,5%), preta (1,3%), amarela (0,8%) e indígena (0%), com 50,8% não informado.

Já as taxas de incidência específica de Covid-19 variaram significativamente entre as diferentes categorias raciais, indicando que diferentes grupos enfrentaram distintos níveis de risco e impacto durante a pandemia. Após a reabertura das fronteiras, a população amarela apresentou as maiores taxas de incidência específica em P1b (9310,52 por 100 mil hab.) e P2b (4982,39 por 100 mil hab.), evidenciando ter sido mais afetada. A análise estatística revelou que houve mudança significativa na proporção de casos segundo raça/cor, comparando-se antes e depois da reabertura de ambas as fronteiras, com valor-*p* menor que 0,001.

A alta incompletude nos registros do e-SUS Notifica (P1a: 31,4%; P1b: 28,7%; P2a: 50,9%; P2b: 50,8%) compromete os resultados da distribuição da Covid-19 por categorias raciais.

### **Análise espacial**

Na análise da Moran Global (autocorrelação espacial), o índice de Moran univariado (*I*) revelou uma autocorrelação espacial negativa nos períodos P1a (*I* = -0,0112, *p* = 0,398) e P1b (*I* = -0,0074, *p* = 0,463), e positiva em P2a (*I* = 0,007, *p* = 0,230) e P2b (*I* = 0,0010, *p* = 0,214). No entanto, em nenhum dos períodos analisados a autocorrelação espacial foi estatisticamente significativa em relação à taxa de incidência de casos de Covid-19. Esses resultados indicaram que os casos da doença se distribuíram aleatoriamente na área geográfica analisada.

Sobre a taxa de incidência por setores censitários no P1a (Figura 2A), no quarto quartil, foram identificados 111 setores censitários com taxas de incidência variando de 6506 a 13555 casos por 100 mil habitantes. Esses setores estavam distribuídos da seguinte forma: 35 setores no distrito Oeste, 31 no distrito Leste, 25 no distrito Norte, 12 no distrito Sul e 8 no distrito Nordeste. Com a reabertura da fronteira Brasil e Paraguai, no período P1b (Figura 2C), quarto quartil, encontrou-se também 111 setores censitários, porém com uma taxa de incidência que variava entre 9584 e 20156 casos por 100 mil habitantes, sendo que 40 setores estavam no distrito Oeste, 34 no distrito Leste, 21 no distrito Norte, 9 no distrito Sul e 7 no distrito Nordeste. Apesar da persistência no número de setores censitários no quarto quartil (111), com os setores mais concentrados no distrito Oeste, seguido pelo Leste e Norte, as taxas de incidência foram mais elevadas em todos os quartis depois da reabertura da fronteira paraguaia.

Nos períodos P2a (Figura 2A) e P2b (Figura 2C), a análise do quarto quartil revelou uma distribuição diferenciada dos setores censitários em termos de taxas de incidência de Covid-19. No período P2a, foram identificados 99 setores censitários com taxas de incidência variando de 5555 a 11155 casos por 100 mil habitantes, distribuídos da seguinte maneira: 28 no distrito Oeste, 27 no distrito Norte, 26 no distrito Leste, 12 no distrito Sul e 6 no distrito Nordeste. No período P2b, a análise encontrou 100 setores censitários, com taxas de incidência variando entre 5070 e 9953 casos por 100 mil habitantes, sendo 34 no distrito Oeste, 26 no distrito Norte, 22 no distrito Leste, 12 no distrito Sul e 6 no distrito Nordeste. No P2, portanto, houve uma maior concentração de setores no distrito Oeste, seguidos pelos distritos ao Norte e Leste, sugerindo uma persistência desse padrão geográfico, mesmo com a reabertura da fronteira Brasil-Argentina.

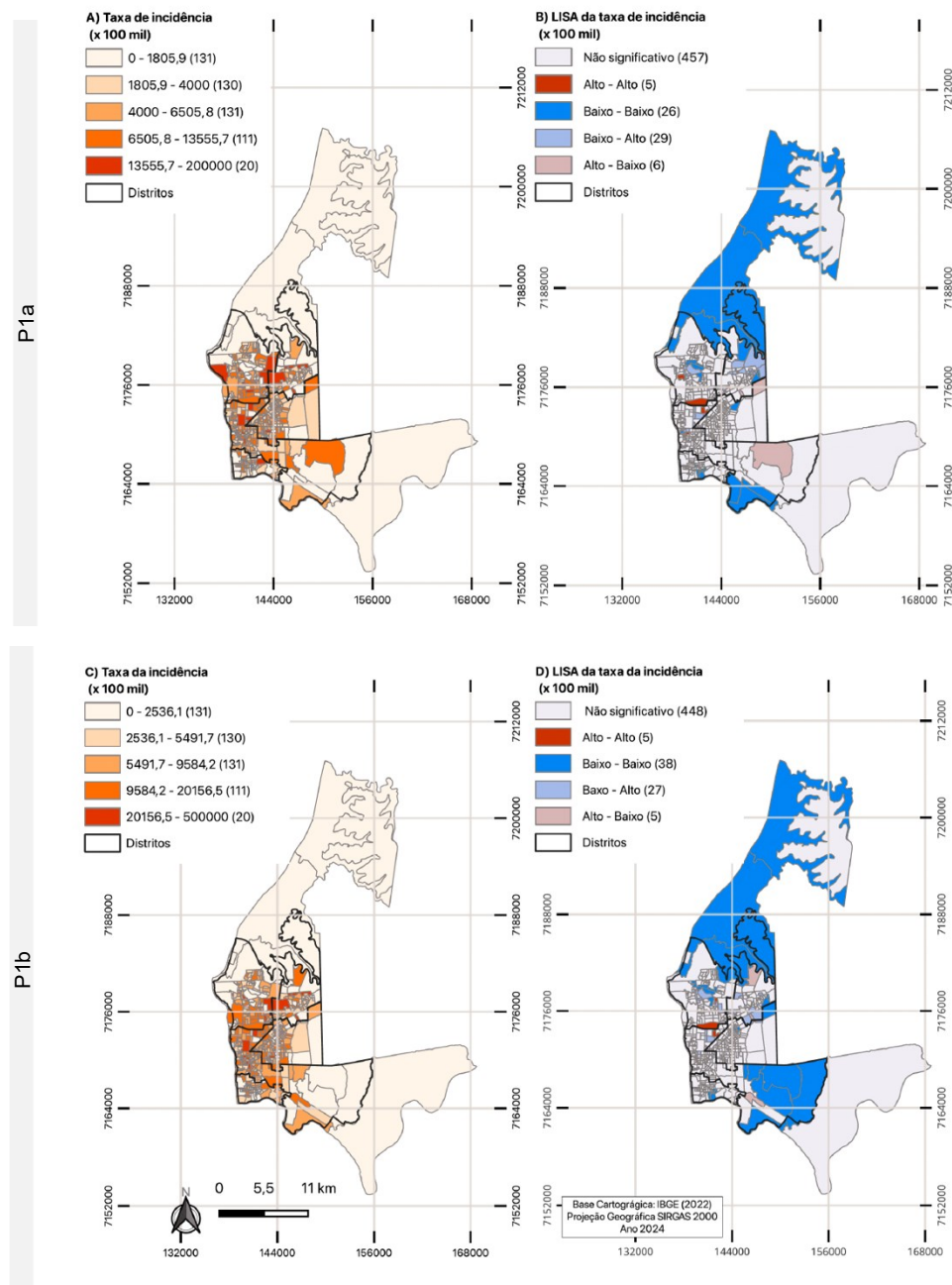
O distrito Oeste apresentou um maior número de setores censitários com elevadas taxas de incidência da Covid-19 nos períodos P1 e P2, sinalizando que essa área é mais sensível às mudanças na dinâmica de mobilidade decorrentes da reabertura das fronteiras terrestres.

Na Figura 1B (P1a), foram identificados 4 agrupamentos abrangendo 5 setores censitários do tipo A-A, distribuídos da seguinte forma: 1 agrupamento envolvendo 1 setor no distrito Norte, 1 agrupamento envolvendo 1 setor no Oeste, 1 agrupamento envolvendo 1 setor no Nordeste e 1 agrupamento envolvendo 2 setores na divisa do distrito Norte e Oeste. Nos setores da região Norte, destaca-se uma área onde está localizado um instituto tecnológico de ensino.

Padrão A-A semelhante foi encontrado no período P1b (Figura 2D): 4 agrupamentos envolvendo 5 setores censitários, sendo 1 agrupamento envolvendo 1 setor no distrito Norte, 01 agrupamento envolvendo 1 setor no Oeste, 1 agrupamento envolvendo 2 setores nos distritos Norte e Oeste e 01

agrupamento envolvendo 1 setor no Nordeste. Destacam-se áreas de universidade, de comércio e de hotéis com padrão A-A nesse período.

Figura 2 – Análise da taxa de incidência (A e C) e de Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA) (B e D) dos casos de Covid-19, segundo setores censitários de Foz do Iguaçu (PR), nos períodos P1a (A e B), P1b (C e D)

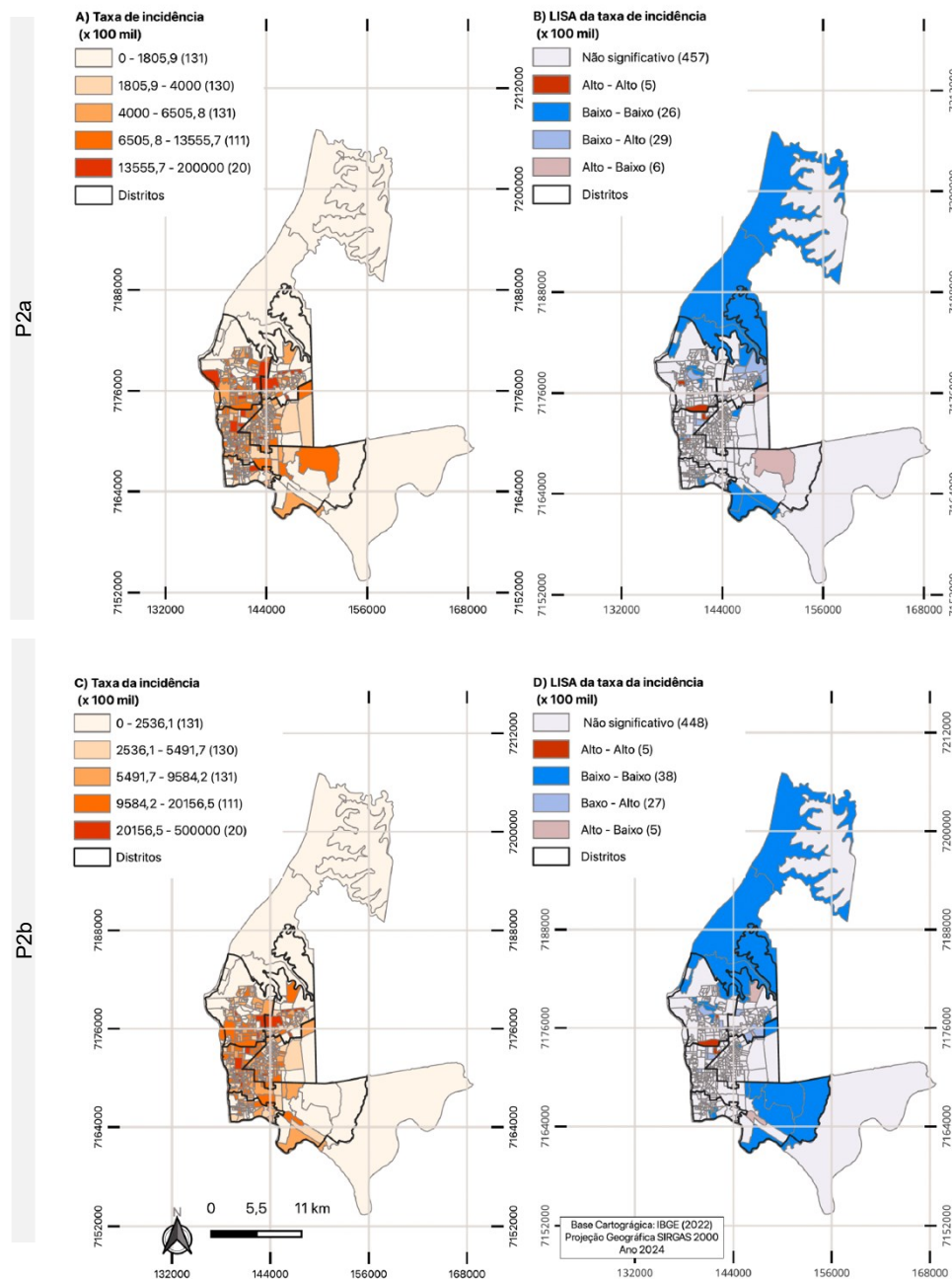


Fonte: Elaborada pelos autores, 2024.

Comparativamente, com a reabertura da fronteira paraguaia, houve uma persistência de padrões de agrupamentos A-A localizados nos distritos Norte, Oeste e Nordeste, embora tenha havido variação nos bairros envolvidos, exceto pelos bairros Itaipu (Norte), Centro (Oeste) e Centro Cívico (Oeste), que persistiram nos períodos P1a e P1b.

No padrão B-B de P1a (Figura 2D), foram identificados 10 agrupamentos do tipo B-B abrangendo 26 setores censitários. A distribuição ocorreu nos distritos Norte (1 agrupamento com 4 setores e 1 agrupamento com 1 setor), Oeste (1 agrupamento com 3 setores e 1 agrupamento com 1 setor), Nordeste (1 agrupamento com 3 setores), divisa Norte e Nordeste (1 agrupamento com 6 setores), Leste (2 agrupamento com 1 setor cada) e sul (1 agrupamento com 1 setor e 1 agrupamento com 5 setores).

Figura 3 – Análise da taxa de incidência (A e C) e de Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA) (B e D) dos casos de Covid-19, segundo setores censitários de Foz do Iguaçu (PR), nos períodos P2a (A e B) e P2b (C e D)



Fonte: Elaborada pelos autores, 2024



Em P1b, observaram-se 11 agrupamentos envolvendo 38 setores censitários, localizados no distrito Norte (2 agrupamento com 1 setor cada e 1 agrupamento com 7 setores), Oeste (1 agrupamento com 6 setores), divisa Norte e Nordeste (1 agrupamento com 8 setores), divisa Nordeste e Leste (1 agrupamento com 2 setores), Leste (2 agrupamentos com 1 setor cada e 1 agrupamento com 2 setores) e Sul (1 agrupamento com 6 setores e 1 agrupamento com 2 setores).

No distrito Norte, destacam-se setores onde se localizam uma empresa hidrelétrica e instituições de ensino superior. No distrito Leste, destaca-se uma área de mata sem residências, nas proximidades da rodovia Perimetral Leste, mas que continha casos georreferenciados. Importante destacar que 457 setores censitários não apresentaram significância para a formação de agrupamentos espaciais em P1a, e 448 setores em P1b. No padrão B-B, houve persistência dos bairros Polo Universitário, Ypê, Itaipu Binacional, Alto da Boa Vista, Náutica, Três Lagoas, Morumbi, Porto Meira e Três Fronteiras nos períodos P1a e P1b, indicando que a reabertura da fronteira paraguaia não influenciou a incidência da Covid-19 nesses bairros.

Os resultados da análise LISA das taxas de incidência durante o período P2a (Figura 3B) identificaram 5 agrupamentos do tipo A-A abrangendo 7 setores censitários. Esses agrupamentos foram identificados nos distritos Norte (2 agrupamentos com 1 setor cada), Oeste (1 agrupamento com 2 setores), divisa dos distritos Norte e Oeste (1 agrupamento com 1 setor) e Sul (1 agrupamento com 1 setor). Observou-se padrão A-A em duas regiões comerciais de Foz do Iguaçu.

Após a reabertura da fronteira argentina, período P2b (Figura 3D), foram identificados 6 agrupamentos do tipo A-A abrangendo 10 setores censitários, ocorrendo no distrito Oeste (1 agrupamento com 4 setores), na divisa do distrito Norte com Oeste (1 agrupamento com 2 setores), na divisa Norte e Nordeste (1 agrupamento com 1 setor), no Nordeste (2 agrupamentos com 1 setor cada) e na divisa entre os distritos Sul e Oeste (1 agrupamento com 1 setor). Nos períodos P2a e P2b, notou-se a presença comum dos distritos Norte e Oeste, com persistência dos bairros Centro, Centro Cívico e Itaipu.

No padrão B-B, em P2a (Figura 3B), foram identificados 9 agrupamentos envolvendo 22 setores censitários, ocorrendo nos distritos Norte (2 agrupamentos com 1 setor cada e 1 agrupamento com 1 setor), Nordeste (1 agrupamento com 2 setores), Norte e Nordeste (1 agrupamento com 7 setores), Leste (1 agrupamento com 3 setores e 1 agrupamento com 1 setor) e Sul (1 agrupamento com 4 setores e 1 agrupamento com 1 setor).

Com a reabertura da fronteira Brasil e Argentina (Figura 3D), foram identificados 8 agrupamentos compreendendo 29 setores censitários. Os agrupamentos ocorreram no distrito Norte (1 com 5 setores), Oeste (1 agrupamento com 1 setor), Nordeste (1 agrupamento com 2 setores), divisa Norte e Nordeste (1 agrupamento com 8 setores), Leste (2 agrupamentos com 2 setores cada), na divisa Oeste e Leste (1 agrupamento com 3 setores) e Sul (1 agrupamento com 4 setores).

Nos períodos P2a e P2b, 457 e 448 setores censitários, respectivamente, não mostraram significância na formação de agrupamentos espaciais. No padrão B-B foram observados setores censitários onde se localizam universidades, empresa hidrelétrica e área do aeroporto internacional.

Na análise de possíveis inferências causais sobre as alterações na taxa de incidência, a variável 'densidade populacional' apresentou uma associação negativa e significativa com a incidência da Covid-19 em todos os períodos estudados (Tabela 2). O R-quadrado ajustado variou entre 0,01 e 0,02, indicando que a densidade populacional pouco explica a variação na taxa de incidência da Covid-19 nos diferentes períodos. Quanto à variável 'MMDPO', não houve uma associação significativa entre a média de moradores em domicílios e a incidência da Covid-19 em nenhum dos períodos. O R-quadrado ajustado para MMDPO foi muito próximo de zero.

Tabela 2 – Resultado da análise de regressão clássica (OLS) da taxa de incidência da Covid-19 e variáveis demográficas, períodos P2a e P2b, Foz do Iguaçu (PR)

Variáveis demográficas				
Período			Densidade Populacional	Média de moradores por domicílio
P1	P1a	Coefficiente	-0,4542	-416,113
		Valor- <i>p</i>	0,0014*	0,7146
		R <sup>2</sup> ajustado	0,0175	-0,0016
	P1b	Coefficiente	-0,9470	-867,318
		Valor- <i>p</i>	0,0036*	0,7393
		R <sup>2</sup> ajustado	0,0141	-0,0017
P2	P2a	Coefficiente	-0,4220	887,351
		Valor- <i>p</i>	0,0002*	0,3349
		R <sup>2</sup> ajustado	0,0237	-0,0001
	P2b	Coefficiente	-0,3147	1196,46
		Valor- <i>p</i>	0,0010*	0,1202
		R <sup>2</sup> ajustado	0,0184	0,0027

\* Valor  $p \leq 0,05$

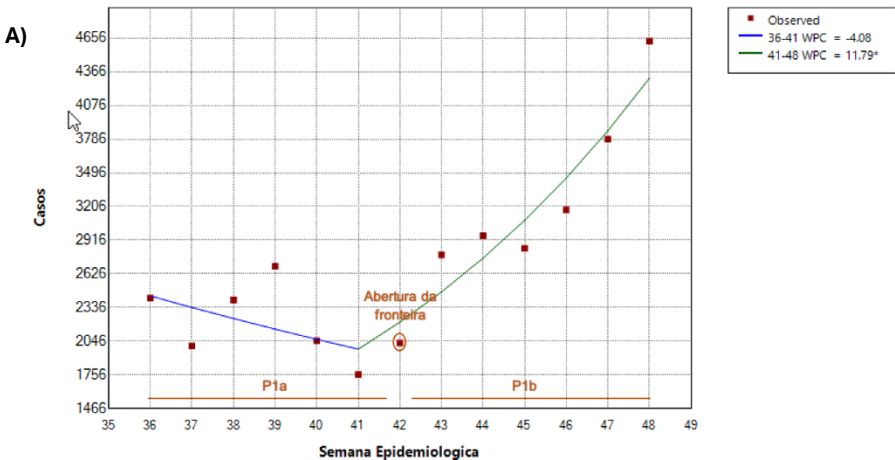
Fonte: Elaborada pelos autores, 2024.

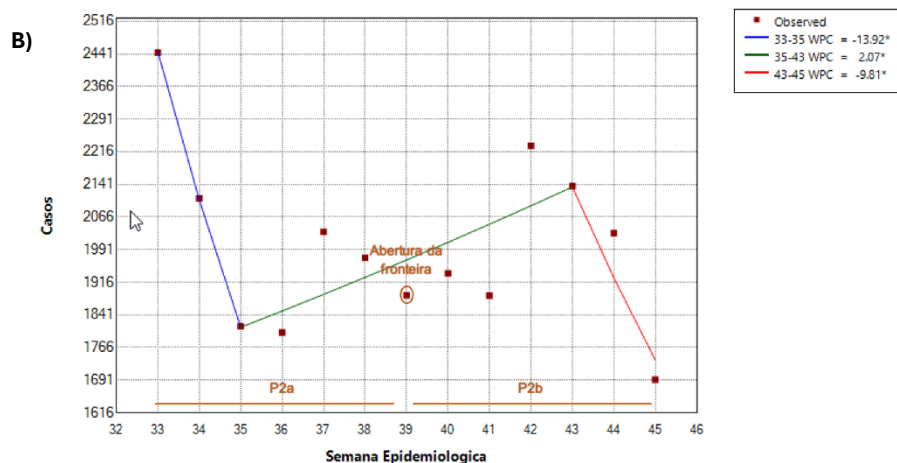
Análise temporal

A Figura 4A demonstra que no segmento 1 (semanas 36 a 41, em azul) houve um decréscimo de 4,08% (Intervalo de Confiança [IC]: -22,67-4,95) no número de casos de Covid-19, enquanto no segmento 2 (semanas 41 a 48, em verde), que coincide com a reabertura da fronteira Brasil-Paraguai (semana 42), houve um aumento significativo de casos, com uma taxa de crescimento semanal de 11,79% ([IC]: 6,65-31,08). A análise da variação média semanal dos dados revelou um incremento de 4,84% ([IC]: 2,33-8,25) com significância estatística, considerando as 13 semanas do período P1. Estes resultados indicam uma tendência de elevação dos casos durante o P1b, sugerindo um impacto direto da reabertura da fronteira paraguaia na incidência de casos da doença em Foz do Iguaçu.

Nos períodos P2a e P2b (Figura 3B), observou-se variações estatisticamente significativas nos três segmentos identificados. Nos segmentos 1 (em azul) e 3 (em vermelho) as variações foram negativas, -13,92% ([IC]: -19,34 a -3,80) e -9,81% ([IC]: -17,03 a -1,63), respectivamente. No segmento 2 (em verde), que coincide com a reabertura da fronteira Brasil-Argentina (39ª semana), a variação foi positiva em 2,07% ([IC]: 1,01 a 8,48). No entanto, destaca-se que o cenário epidemiológico já apresentava tendência de crescimento desde a 35ª semana. A variação percentual média semanal, da 33ª a 45ª semana, foi de 2,81% ([IC]: -4,05 a -1,37), com significância estatística.

Figura 4 – Tendência temporal do número de casos de Covid-19, por semana epidemiológica no período P1 (A) e P2 (B), Foz do Iguaçu (PR)





\* Variação percentual semanal é diferente de zero no nível de significância alfa de 0,05  
Fonte: Elaborada pelos autores, 2024.

## DISCUSSÃO

No contexto da geolocalização, a proporção de casos que não puderam ser georreferenciados, seja pela ausência de endereço ou pela inconsistência nos dados, pode estar associada a fatores apontados por Laguardia *et al.* (2004). Os autores destacam que falhas na cobertura e na qualidade dos dados podem ser decorrentes da percepção, por parte de muitos profissionais de saúde, de que o preenchimento das fichas de investigação constitui um procedimento meramente burocrático e de menor relevância.

O preenchimento inadequado das fichas de notificação, caracterizado por dados incompletos ou inconsistentes, compromete a confiabilidade das análises e dos resultados obtidos. A ausência de informações essenciais pode impactar o cálculo de indicadores epidemiológicos específicos, uma vez que a incompletude de determinados campos inviabiliza a consideração de variáveis reconhecidamente preditoras de risco (Scherer *et al.*, 2007). Esse problema é particularmente evidente em variáveis como raça e escolaridade, cujos registros frequentemente apresentam taxas de preenchimento inferiores a 20% em diversos Sistemas de Informação em Saúde (SIS) nacionais (Malhão *et al.*, 2010; Romero e Cunha, 2007; Scherer *et al.*, 2007). Na presente pesquisa, os percentuais de preenchimento da raça/cor variaram entre 28,7% e 50,9% ao longo dos períodos analisados, valores superiores à média nacional, porém ainda insuficientes para garantir uma análise precisa da distribuição da Covid-19 entre as categorias raciais.

Os resultados da incidência da Covid-19 com relação ao sexo estão alinhados com a pesquisa de Leite *et al.* (2022), que também constatou uma predominância de casos leves no sexo feminino e de casos graves e óbitos no sexo masculino. Girão *et al.* (2020) encontraram uma tendência semelhante, com um maior número de casos no sexo feminino, mas uma maior mortalidade no sexo masculino, especialmente nos estados do Distrito Federal, Amazonas e Ceará em 2020. Além disso, a pesquisa de Danielsen *et al.* (2022) revelou uma variação significativa na disparidade de gênero nos casos e na mortalidade decorrente da Covid-19 ao longo do tempo e entre diferentes estados. Pesquisa canadense de O'Brien, Du e Peng (2020) concluiu que, apesar da taxa de incidência geral ser maior em mulheres do que em homens, ao excluir diversos grupos de alto risco, como profissionais de saúde e residentes de instituições de cuidados de longa duração, majoritariamente compostos por mulheres, observou-se que a taxa de incidência em mulheres era menor do que a dos homens na faixa etária dos 20 aos 70 anos. Na íntegra, esses estudos sugerem que as diferenças de sexo na incidência e na mortalidade da Covid-19 podem ser influenciadas por uma série de fatores contextuais, como comportamentos de saúde, condições de saúde pré-existent, ocupação, raça/etnia e outros aspectos da experiência social, conforme previsto por Danielsen *et al.* (2022).

Quanto à incidência por faixas etárias, os resultados deste estudo, período P1b, refletem os achados de Berrêdo *et al.* (2023), com uma predominância de casos do sexo feminino (53,35%) e na faixa etária de 20 a 39 anos (46,37%). Semelhantemente aos períodos P1a e P1b, as análises realizadas por Stokes *et al.* (2020), no início da pandemia, relevaram que a incidência foi maior em adultos com mais de 65 anos. Meses após o início da pandemia, entre junho e agosto de 2020, Boehmer *et al.* (2020)

identificaram uma mudança no perfil de distribuição dos casos, com um aumento significativo em pessoas com idades entre 20 e 29 anos (como em P1b), indicando que adultos jovens podem ter contribuído para a disseminação da Covid-19 devido a fatores ocupacionais e comportamentais, associados a uma maior mobilidade.

Perumal *et al.* (2022) investigaram o impacto da campanha de imunização contra a Covid-19 entre dezembro de 2020 e outubro de 2021, verificando que houve um aumento na incidência em todas as faixas etárias após o fim das restrições de *lockdown* em março de 2021, especialmente entre indivíduos com 60 anos ou mais. Comparativamente, o aumento da incidência na faixa etária acima de 90 anos, observado nos períodos P1a, P2a e P2b, poderia ser explicado pela presença de comorbidades como diabetes mellitus, hipertensão e obesidade severa (Índice de Massa Corporal  $\geq 40 \text{ kg/m}^2$ ), comuns nessa população e que aumentam a probabilidade de infecção (CDC, 2020; Guan *et al.*, 2020; Onder, Rezza e Brusaferro, 2020; Yang *et al.*, 2020, 2006). Nos Estados Unidos, estimativas indicam que 26,8% da população com 65 anos ou mais têm diabetes mellitus, enquanto 68,4% apresentam hipertensão e 15,5% sofrem de obesidade severa (CDC, 2020).

Em vários países ao redor do mundo, pesquisadores têm observado diferenças étnico-raciais em relação aos desfechos associados à Covid-19 (Gariboti e Silva Júnior, 2022). Em Foz do Iguaçu, o aumento da incidência na população amarela pode ser atribuído à presença significativa de indivíduos de origem coreana e taiwanesa envolvidos no comércio fronteiriço e sua intensa mobilidade. Essa população comercializa uma variedade de produtos feitos na China, desempenhando um papel essencial no desenvolvimento do pequeno comércio local, transitando entre os países, onde os limites entre casa, lazer e abastecimento comercial se confundem, seguindo padrões semelhantes a outras comunidades chinesas ao redor do mundo (Machado, 2020).

Com relação à densidade populacional, os resultados do manuscrito contrastam com a pesquisa realizada por Nascimento (2020), que indicou ausência de associação com a incidência (valor- $p=0,074$ ). Da mesma forma, a pesquisa de Brito *et al.* (2022), em 96 distritos de São Paulo (SP), também não identificou tal correlação, indicando que essa variável não demonstra isoladamente a vulnerabilidade social. Uma das explicações possíveis é que, embora o aumento da densidade populacional possa facilitar a transmissão de doenças infecciosas, as cidades com infraestrutura e acesso aos recursos de saúde podem ter uma resposta rápida e eficaz na prevenção da propagação de vírus (Connolly, Keil e Ali, 2021), como é o caso de Foz do Iguaçu que é o polo de saúde da 9ª Regional de Saúde. Karaki (2022) também concluiu que, em nível global, nenhuma correlação entre a probabilidade de infecção e a densidade populacional foi encontrada, sinalizando que existem grandes diferenças regionais na probabilidade de infecção, que devem ser consideradas. Já um estudo realizado em Bangladesh, país densamente povoado, demonstrou forte correlação positiva entre a densidade populacional e a Covid-19 ( $r = 0,876$ ,  $p < 0,001$ ) e entre urbanização e a Covid-19 ( $r = 0,802$ ,  $p < 0,001$ ) (Alam, 2021). Pelos resultados deste manuscrito, que demonstrou associação estatística inversa, são necessárias investigações adicionais para elucidar os achados.

Estudos que analisaram a relação da incidência da Covid-19 com o número de moradores por domicílio, de forma bivariada, são escassos na literatura. As características domésticas como tamanho da família, composição domiciliar (por exemplo, avós vivendo com netos) e lotação domiciliar podem influenciar os padrões de contato e as taxas de transmissão de doenças, conforme discutido por Bi *et al.* (2020). Pesquisas de Chen e Krieger (2021) e Chin *et al.* (2020) constataram que as taxas de mortalidade foram significativamente mais altas em comunidades com maior pobreza, maior lotação domiciliar (mais de uma pessoa por cômodo), maior percentual de população negra e maior segregação econômica racial. VoPham *et al.* (2021) identificou que o percentual de lotação das residências, percentual de indivíduos com mais de 50 anos de idade e renda domiciliar média foram modificadores significativos das associações entre distanciamento social (medido pelo sinal do celular) e incidência. Em condados americanos, com os níveis mais altos de domicílios lotados, a adoção de medidas de distanciamento social estava associada a reduções na incidência.

Na literatura científica dedicada à análise dos padrões de disseminação da Covid-19 em áreas fronteiriças, uma ampla gama de resultados, por vezes contraditórios, tem sido documentada. Em um estudo recente conduzido por Chilla *et al.* (2022), foram examinados os dados de incidência da Covid-19 em 10 regiões fronteiriças europeias, os quais foram comparados com dados nacionais correspondentes. Os resultados revelaram a presença tanto de simetria quanto de assimetria nas taxas de incidência entre os pares de fronteira, com variações significativas observadas de acordo com o contexto nacional.

Durante a análise espacial dos períodos P1 e P2, observou-se uma série de ocorrências em locais relacionados a atividades comerciais, instituições de ensino, além de hotéis, apresentando um padrão A-A, sugerindo que o endereço fornecido pode não corresponder ao endereço de residência, que o funcionamento da atividade comercial pode ter contribuído para a transmissão da doença e/ou que a população se hospedou em hotéis visando realizar isolamento social da família.

Adicionalmente, observou-se a ocorrência de casos em áreas florestais, indicando a possibilidade de que esses locais tenham sido utilizados como residência alternativa por parte da população imigrante pendular, especialmente na ausência de uma residência fixa em Foz do Iguaçu, buscando acesso a serviços médicos no Brasil (Calsavara, 2021). Outra hipótese é que esses endereços correspondam a áreas de ocupação irregular e desprovidas de habitação.

O presente estudo revelou padrões temporais distintos da Covid-19 durante a reabertura das fronteiras terrestres entre o Brasil e o Paraguai, e entre o Brasil e a Argentina. Ao comparar os dados de Foz do Iguaçu com os dados do Brasil durante o período P1b, observou-se uma disparidade significativa no aumento do número de casos em Foz do Iguaçu (aumento de 49,27%), em contraste com os dados nacionais, que indicaram uma redução de 9,07% (de 1.232.591 casos no período P1a para 1.120.886 casos no período P1b). Essa discrepância representa um crescimento 6,43 vezes maior em Foz do Iguaçu em comparação com o observado em nível nacional para um mesmo período. No intervalo entre os períodos P2a e P2b, houve uma redução nacional de 49,34% nos casos (Fiocruz, 2024), enquanto em Foz do Iguaçu, essa redução foi de apenas 4,76%.

Com variações percentuais distintas, o presente manuscrito sustenta as descobertas de Prada e Nampo (2022), destacando um aumento de 92,84% na taxa de incidência e de 31% na taxa de mortalidade da Covid-19 em Foz do Iguaçu após a reabertura da Ponte Internacional da Amizade, ponte que conecta a cidade de Foz do Iguaçu com Ciudad del Este.

O estudo realizado por Kraemer *et al.* (2020) sobre a Covid-19 chegou à conclusão de que a movimentação das pessoas prevê a propagação e a dimensão de uma epidemia, sendo as restrições de mobilidade particularmente eficazes no início de um surto. A fronteira entre Foz do Iguaçu e Ciudad del Este é reconhecida por ser a mais movimentada do país (Brasil, 2024), apresentando desafios significativos em termos de controle sanitário.

A tendência de crescimento menos exponencial da Covid-19, observada após a reabertura da fronteira entre Brasil e Argentina e em comparação com a fronteira entre Brasil e Paraguai, pode ser parcialmente atribuída às restrições de mobilidade impostas pelo governo argentino durante esse processo de reabertura. Inicialmente, o governo argentino limitou o fluxo de pessoas em seu território a cerca de 1600 indivíduos por dia, até 15 de novembro de 2021, coincidindo exatamente com 45 dias após a reabertura da fronteira e correspondendo ao período de estudo P2b. Para atravessar a fronteira, os viajantes precisavam apresentar comprovante de recebimento de duas doses da vacina e um teste laboratorial negativo para Covid-19 (Portal da Cidade, 2021). Por conseguinte, embora a fronteira argentina tenha sido reaberta, houve restrições nos deslocamentos populacionais e movimentos pendulares, em contraste com a fronteira paraguaia, que limitou apenas os horários de entrada e saída (das 5h às 14h), sem estabelecer um número específico de pessoas autorizadas a cruzar (G1 PR, 2020). O governo brasileiro instalou barreiras sanitárias, realizando triagem aleatória das pessoas em trânsito e bloqueando o acesso de indivíduos sintomáticos para Covid-19 (Órfão *et al.*, 2022). No entanto, existem evidências de que a disseminação a partir de portadores assintomáticos é possível (Brasil, 2022).

Na análise da tendência de crescimento dos casos de Covid-19 após a reabertura das fronteiras, é importante considerar as diferenças na situação epidemiológica entre a Argentina e o Paraguai durante esse período, especialmente em relação à imunidade da população dos três países envolvidos. A Argentina retomou as atividades fronteiriças aproximadamente um ano após o Paraguai, em 1º de outubro de 2021, já com uma parcela significativa da população vacinada. Em dezembro de 2021, 100% da população iguaçuense estava vacinada com dose única ou duas doses da vacina contra Covid-19 (Foz do Iguaçu (PR), 2021). Em contraste, a reabertura da fronteira entre Brasil e Paraguai ocorreu em 15 de outubro de 2020, antes do início da vacinação em ambos os países.

Ao analisar a relação espacial em 217 municípios do estado do Maranhão (BR), Alencar *et al.* (2024) verificaram uma dispersão heterogênea, porém não aleatória, com autocorrelação espacial positiva para incidência ( $I=0,322$ ), mortalidade ( $I=0,353$ ) e letalidade ( $I=0,058$ ) por Covid-19, e a formação de aglomerados A-A e B-B para as variáveis dependentes cobertura da atenção básica, índice de Gini, proporção de pobres, Índice de Desenvolvimento Humano Municipal e Índice de Vulnerabilidade Social.



Diferentemente dos resultados deste estudo, a revisão sistemática de Fátima *et al.* (2021) indicou que a distribuição espacial da Covid-19 em diferentes recortes espaciais dos Estados Unidos, China e Brasil também apresentaram um arranjo não aleatório, com padrões agrupados e densidade de propagação diferenciados, reforçando a necessidade da realização de estudos que levem em consideração as peculiaridades locais. Os pesquisadores sinalizaram a utilização de uma base censitária antiga, censo do IBGE de 2010, que pode acarretar discrepâncias nos resultados

Já os estudos espaciais de Lopes *et al.* (2024) sobre a distribuição da Covid-19 no município de Maricá (RJ), revelaram uma distribuição aleatória, com períodos de aumento e diminuição de casos confirmados, corroborando os achados deste manuscrito. Os autores concluem que esses padrões foram influenciados por diversos fatores, incluindo as medidas de contenção implementadas, a disponibilidade de vacinas e o comportamento da população em relação às medidas de prevenção.

Os resultados deste estudo devem ser interpretados considerando suas limitações. A base de dados do e-SUS Notifica pode estar sujeita a subnotificações, conforme sinaliza os estudos de Prado *et al.* (2020), que estimaram um número real de casos de Covid-19 cerca de 11 vezes maior do que os atualmente informados nos sistemas oficiais. As inconsistências identificadas, particularmente na identificação dos endereços, resultaram em perda de informação devido a dados incompletos, incorretos ou inexistentes. Além disso, verificou-se que muitos endereços não correspondiam exclusivamente a residências, abrangendo áreas comerciais, de ensino e hotéis no padrão A-A, sugerindo uma falta de padronização no preenchimento da notificação. Adicionalmente, o percentual de incompletude da variável 'raça/cor' pode distorcer os resultados dessa análise. A ausência de variáveis sociais e econômicas que reflitam o cenário dos setores censitários, limitou a análise de possíveis agentes causais na explicação dos achados desta pesquisa. Até o término do presente estudo, o IBGE não havia disponibilizado outras variáveis relacionadas aos 523 setores censitários de Foz do Iguaçu e sua nova delimitação, referente ao Censo 2022.

## CONCLUSÕES

A reabertura das fronteiras terrestres Brasil-Paraguai e Brasil-Argentina teve influência na incidência da Covid-19 e na tendência de aumento de casos em Foz do Iguaçu, por possibilitar alteração na mobilidade populacional. Tal impacto foi atenuado, durante o período de reabertura da fronteira com a Argentina, devido às medidas de controle sanitárias mais rigorosas nessa fronteira e à imunidade parcial da população como consequência da vacinação.

Observou-se que a Covid-19 se distribuiu de maneira aleatória pelo município, com formação de agrupamentos locais, especialmente em áreas de grande movimento, como estabelecimentos comerciais.

Em Foz do Iguaçu, conforme os períodos do estudo, a incidência de Covid-19 apresentou uma associação estatisticamente significativa com as variáveis demográficas sexo, faixa etária, raça/cor e densidade populacional. Após a reabertura da fronteira entre Brasil e Paraguai, as maiores taxas de incidência específica foram observadas entre indivíduos do sexo feminino, na faixa etária de 20 a 29 anos e entre aqueles identificados como cor amarela. Com a reabertura da fronteira entre Brasil e Argentina, as maiores taxas de incidência específica foram observadas novamente entre o sexo feminino, nas faixas etárias de 100 anos ou mais e na cor amarela. Adicionalmente, a variável densidade populacional mostrou uma associação negativa significativa com a incidência de Covid-19 após a reabertura de ambas as fronteiras.

Observou-se que o número médio de moradores nos domicílios não teve influência na disseminação espacial da doença, destacando a necessidade de pesquisas adicionais para ampliar o entendimento das variáveis sociodemográficas, econômicas e educacionais sobre a dinâmica da Covid-19 nos setores censitários.

Pela literatura apresentar variações de resultados entre os diferentes territórios, os estudos locais podem auxiliar no desenvolvimento de estratégias eficazes de prevenção e controle da doença, adaptadas às necessidades específicas de grupos populacionais.

As conclusões deste estudo oferecem dados capazes de orientar políticas de saúde e estratégias de mitigação de futuras emergências em saúde, como a Covid-19, no território de Foz do Iguaçu, localizado em tríplice fronteira internacional (Brasil, Paraguai e Argentina). Ao compreender os padrões de propagação da doença em diferentes regiões, as autoridades de saúde podem implementar medidas mais direcionadas de controle e intervenção, considerando os impactos na saúde e na economia.

## REFERÊNCIAS

- ALAM, MD. Z. Is Population Density a Risk Factor for Communicable Diseases Like COVID-19? A Case of Bangladesh. **Asia Pacific Journal of Public Health**, v. 33, n. 8, p. 949–950, 6 nov. 2021. <https://doi.org/10.1177/1010539521998858>
- ALENCAR, L. K. B. DE *et al.* Análise espacial da relação dos casos e óbitos da Covid-19 com indicadores socioeconômicos e de saúde no Maranhão. **Hygeia - Revista Brasileira de Geografia Médica e da Saúde**, v. 20, p. e2023, 25 mar. 2024. <https://doi.org/10.14393/Hygeia2069473>
- ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association—LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93–115, 3 abr. 1995. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>
- BERRÊDO, V. C. M. *et al.* Casos de COVID-19 notificados em unidades de saúde da família: um estudo ecológico. **Observatório de la Economía Latinoamericana**, v. 21, n. 9, p. 12303–12319, 23 set. 2023. <https://doi.org/10.55905/oelv21n9-096>
- BI, Q. *et al.* Epidemiology and transmission of COVID-19 in 391 cases and 1286 of their close contacts in Shenzhen, China: a retrospective cohort study. **The Lancet Infectious Diseases**, v. 20, n. 8, p. 911–919, ago. 2020. [https://doi.org/10.1016/S1473-3099\(20\)30287-5](https://doi.org/10.1016/S1473-3099(20)30287-5)
- BOEHMER, T. K. *et al.* Changing Age Distribution of the COVID-19 Pandemic — United States, May–August 2020. **MMWR. Morbidity and Mortality Weekly Report**, v. 69, n. 39, p. 1404–1409, 2 out. 2020. <https://doi.org/10.15585/mmwr.mm6939e1>
- BRASIL. Introdução à Estatística Espacial para a Saúde Pública. Em: SANTOS, S.M.; SOUZA, W.V. Série B. Textos Básicos de Saúde. Série Capacitação e Atualização em Geoprocessamento em Saúde. Brasília: Ministério da Saúde, 2007. v. 3. 120 p. Disponível em: <https://ares.unasus.gov.br/acervo/handle/ARES/1199>. Acesso em: 31 mai.2024
- \_\_\_\_\_. Guia de Vigilância Epidemiológica. **Série A. Normas e Manuais Técnicos**. 7. ed. Brasília: Ministério da Saúde, 2009. 816 p. Disponível em: [https://bvsms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/guia\\_vigilancia\\_epidemiologica\\_7ed.pdf](https://bvsms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/guia_vigilancia_epidemiologica_7ed.pdf). Acesso em: 07 out. 2021.
- \_\_\_\_\_. **Exército reforça controle na fronteira mais movimentada do País**. Brasília, Ministério da Defesa [2024] Disponível em: <https://www.eb.mil.br/web/noticias/w/5-de-reforca-efetivo-empregado-na-fronteira-mais-movimentada-do-pais#:~:text=Em%20Foz%20do%20Igua%C3%A7u%2C%20a,mil%20ve%C3%ADculos%20todos%20os%20dias>. Acesso em: 14 abr. 2024.
- BRITO, D. B. *et al.* Análise da relação entre o índice IDHM e a densidade demográfica com a incidência de Covid-19 no município de São Paulo - SP. **Revista Brasileira de Planejamento e Desenvolvimento**, v. 11, n. 3, p. 767–794, dez. 2022. <https://doi.org/10.3895/rbpd.v11n3.13627>
- CENTERS FOR DISEASE CONTROL AND PREVENTION (CDC). **National Diabetes Statistics Report, 2020**. Atlanta, GA: 2020. 32 p. Disponível em: <https://diabetesresearch.org/wp-content/uploads/2022/05/national-diabetes-statistics-report-2020.pdf>. Acesso em: 19 maio. 2024.
- CHEN, J. T.; KRIEGER, N. Revealing the Unequal Burden of COVID-19 by Income, Race/Ethnicity, and Household Crowding: US County Versus Zip Code Analyses. **Journal of Public Health Management and Practice**, v. 27, n. Supplement 1, p. S43–S56, jan. 2021. <https://doi.org/10.1097/PHH.0000000000001263>
- CHILLA, T. *et al.* COVID-19 incidence in border regions: spatiotemporal patterns and border control measures. **Public Health**, v. 202, p. 80–83, jan. 2022. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2021.11.006>
- CHIN, T. *et al.* US-county level variation in intersecting individual, household and community characteristics relevant to COVID-19 and planning an equitable response: a cross-sectional analysis. **BMJ Open**, v. 10, n. 9, p. e039886, 1 set. 2020. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2020-039886>
- CHUA, C. E. *et al.* Factors associated with high compliance behaviour against COVID-19 in the early phase of pandemic: a cross-sectional study in 12 Asian countries. **BMJ Open**, v. 11, n. 8, p. e046310, ago. 2021. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2020-046310>
- CONNOLLY, C.; KEIL, R.; ALI, S. H. Extended urbanisation and the spatialities of infectious disease: Demographic change, infrastructure and governance. **Urban Studies**, v. 58, n. 2, p. 245–263, 31 fev. 2021. <https://doi.org/10.1177/0042098020910873>

- DANIELSEN, A. C. *et al.* Sex disparities in COVID-19 outcomes in the United States: Quantifying and contextualizing variation. **Social Science & Medicine**, v. 294, p. 114716, fev. 2022.  
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2022.114716>
- FATIMA, M. *et al.* Geospatial Analysis of COVID-19: A Scoping Review. **International Journal of Environmental Research and Public Health**, v. 18, n. 5, p. 2336, 27 fev. 2021.  
<https://doi.org/10.3390/ijerph18052336>
- FOZ DO IGUAÇU (PR). **Foz começa a aplicar a dose de reforço em trabalhadores da saúde e pessoas acima de 60 anos**. Foz do Iguaçu, Prefeitura Municipal [2021a]. Disponível em:  
<https://www5.pmfi.pr.gov.br/noticia-48855>. Acesso em: 10 maio. 2024.
- FUNDAÇÃO OSWALDO CRUZ (FIOCRUZ). **Monitora Covid-19**. Rio de Janeiro, Fiocruz [2024]. Disponível em: <https://bigdata-covid19.icict.fiocruz.br/>. Acesso em: 15 abr. 2024.
- G1 PR. **Fechada desde março por causa do coronavírus, Ponte Internacional da Amizade é reaberta em Foz do Iguaçu**. Foz do Iguaçu, G1 Paraná [2020]. Disponível em:  
<https://g1.globo.com/pr/oeste-sudoeste/noticia/2020/10/15/fechada-desde-marco-por-causa-do-coronavirus-ponte-internacional-da-amizade-e-reaberta-em-foz-do-iguacu.ghtml>. Acesso em: 22 abr. 2024.
- GARIBOTI, D. F.; SILVA JÚNIOR, F. M. R. Disparidade Étnico-racial e Mortalidade pela Covid-19: Estudo de Caso com duas Cidades de Médio Porte. **Sociedade & Natureza**, v. 34, n. 1, 9 jun. 2022.  
<https://doi.org/10.14393/SN-v34-2022-64009>
- GIRÃO, M. M. F. *et al.* Perfil Epidemiológico dos Pacientes de SARS-COV-2 no Brasil / Epidemiological Profile of SARS-COV-2 Patients in Brazil. **ID on line REVISTA DE PSICOLOGIA**, v. 14, n. 51, p. 646–658, 30 jul. 2020. <https://doi.org/10.14295/online.v14i51.2605>
- GUAN, W. *et al.* Clinical Characteristics of Coronavirus Disease 2019 in China. **New England Journal of Medicine**, v. 382, n. 18, p. 1708–1720, 30 abr. 2020. DOI: 10.1056/NEJMoa2002032. Disponível em: <https://www.nejm.org/doi/full/10.1056/NEJMoa2002032>. Acesso em: 31 mai. 2024.
- HALE, T. *et al.* Government responses and COVID-19 deaths: Global evidence across multiple pandemic waves. **PLOS ONE**, v. 16, n. 7, p. e0253116, 9 jul. 2021.  
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0253116>
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Panorama Censo 2022**. Brasília, IBGE [2024] Disponível em:  
[https://censo2022.ibge.gov.br/panorama/?utm\\_source=ibge&utm\\_medium=home&utm\\_campaign=portal](https://censo2022.ibge.gov.br/panorama/?utm_source=ibge&utm_medium=home&utm_campaign=portal). Acesso em: 26 mar. 2024.
- KARAKI, H. Population Density and Regional Differences Determine the Probability of COVID-19 Infection. **Journal of Disaster Research**, v. 17, n. 1, p. 61–64, 30 jan. 2022.  
<https://doi.org/10.20965/jdr.2022.p0061>
- KRAEMER, M. U. G. *et al.* The effect of human mobility and control measures on the COVID-19 epidemic in China. **Science**, v. 368, n. 6490, p. 493–497, maio 2020.  
<https://doi.org/10.1126/science.abb4218>
- LAGUARDIA, Josué *et al.* Sistema de informação de agravos de notificação em saúde (Sinan): desafios no desenvolvimento: de um sistema de informação em saúde. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 13, n. 3, p. 135-14, jul/set 2004.
- LEITE, J. G. *et al.* Perfil epidemiológico da Covid-19 em um município do interior de São Paulo. **The Brazilian Journal of Infectious Diseases**, v. 26, p. 102653, set. 2022.  
<https://doi.org/10.1016/j.bjid.2022.102653>
- LOPES, B. *et al.* Análise Espacial da Covid-19 no município de Maricá (RJ). **Estrabão**, v. 5, p. 220–229, 30 mar. 2024. <https://doi.org/10.53455/re.v5i1.232>
- LUZARDO, A. J. R.; CASTAÑEDA FILHO, R. M.; RUBIM, I. B. Análise espacial exploratória com o emprego do Índice de Moran. **GEOgraphia**, v. 19, n. 40, p. 161–179, maio 2017.  
<https://doi.org/10.22409/GEOgraphia2017.v19i40.a13807>
- MACHADO, R. P. A diáspora chinesa na fronteira Brasil/Paraguai: fluxos globais e dinâmicas locais de um processo migratório em transformação. *Em*: TEIXEIRA, P. E.; BRAGA, A. DA C.; BAENINGER, R.

(Eds.). **Migrações: implicações passadas, presentes e futuras**. São Paulo: Cultura Acadêmica, 2020. p. 257–278.

MALHÃO, T. A. *et al.* Avaliação da completude do Sistema de Informação de Agravos de Notificação da Tuberculose, Brasil, 2001-2006. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, v. 19, n. 3, p. 245-256, 2010. <https://doi.org/10.5123/S1679-49742010000300007>

MUBARAK, S. *et al.* Impact of the SARS-CoV-2 pandemic on the overall respiratory viruses' transmission in a cancer care setting. **Immunity, Inflammation and Disease**, v. 11, n. 11, 22 nov. 2023. <https://doi.org/10.1002/iid3.1073>

NASCIMENTO, M. L. F. A multivariate analysis on spatiotemporal evolution of Covid-19 in Brazil. **Infectious Disease Modelling**, v. 5, p. 670–680, 2020. <https://doi.org/10.1016/j.idm.2020.08.012>

NATIONAL CANCER INSTITUTE (NCI). **Joinpoint Regression Program, Version 5.0.2 - May 2023**. Maryland, NCI, 2023.

O'BRIEN, J.; DU, K. Y.; PENG, C. Incidence, clinical features, and outcomes of COVID-19 in Canada: impact of sex and age. **Journal of Ovarian Research**, v. 13, n. 1, p. 137, 24 dez. 2020. <https://doi.org/10.1186/s13048-020-00734-4>

OLIVEIRA, L. K. Pandemia na fronteira: Foz do Iguaçu, Puerto Iguazú e Ciudad del Este. **La espada**, v. 24, p. 04–05, jul. 2020.

ONDER, G.; REZZA, G.; BRUSAFERRO, S. Case-Fatality Rate and Characteristics of Patients Dying in Relation to COVID-19 in Italy. **JAMA**, 23 mar. 2020. <https://doi.org/10.1001/jama.2020.4683>

ÓRFÃO, N. H. *et al.* Vigilância em saúde: (cons)ciência para o enfrentamento da Covid-19 em região de fronteira internacional. Em: ZILLY, A.; SILVA, R. M. M. (Eds.). **Saúde pública na região da fronteira Brasil-Paraguai-Argentina**. São Carlos: Pedro & João Editores, 2022. p. 300.

PEREIRA, V. H. C. *et al.* Análise de dependência espacial da taxa de mortalidade por Covid-19 nos municípios brasileiros. **Confin**, n. 52, 12 nov. 2021. <https://doi.org/10.4000/confin.40509>

PERUMAL, N. *et al.* Impact of COVID-19 immunization on COVID-19 incidence, hospitalizations, and deaths by age group in Germany from December 2020 to October 2021. **Vaccine**, v. 40, n. 21, p. 2910–2914, maio 2022. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2022.04.002>

PORTAL DA CIDADE. **Limite de acesso diário na fronteira da Argentina passa para cinco mil pessoas**. Foz do Iguaçu, Portal da Cidade, 2021.

PRADA, Y. L. C.; NAMPO, F. K. Restrição migratória e a pandemia por Covid-19 em cidades gêmeas brasileiras. Em: ZILLY, A.; SILVA, R. M. M. (Eds.). **Saúde pública na região da fronteira Brasil-Paraguai-Argentina**. São Carlos: Pedro & João Editores, 2022. *E-book*. p. 186–204.

PRADO, M. F. DO *et al.* Analysis of COVID-19 under-reporting in Brazil. **Revista Brasileira de Terapia Intensiva**, v. 32, n. 2, 2020.

ROMERO, D. E.; CUNHA, C. B. Avaliação da qualidade das variáveis epidemiológicas e demográficas do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos, 2002. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 23, n. 3, p. 701-714, 2007. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2007000300028>

SANTANA, L.; NASCIMENTO, E. O. **Governo e o enfrentamento da Covid-19**. Maceió: EDUFAL, 2021. *E-book*. 262 p.

SCHERER, V. *et al.* Sinan net: um sistema de informação à vigilância na saúde do trabalhador. **Cogitare Enfermagem**, v. 12, n. 3, p. 330-337, 2007. <https://doi.org/10.5380/ce.v12i3.10027>

SILVA, L. J. Em defesa do território: quarentena e isolamento como medidas de proteção contra a introdução de doenças transmissíveis. Em: MIRANDA, A. C. *et al.* (Eds.). **Território, Ambiente e Saúde**. Rio de Janeiro: Fiocruz, 2008. p. 77–88. <https://doi.org/10.7476/9788575413746>

STOKES, E. K. *et al.* Coronavirus Disease 2019 Case Surveillance — United States, January 22–May 30, 2020. **MMWR. Morbidity and Mortality Weekly Report**, v. 69, n. 24, p. 759–765, 19 jun. 2020. <https://doi.org/10.15585/mmwr.mm6924e2>

VOPHAM, T. *et al.* Social Distancing Associations with COVID-19 Infection and Mortality Are Modified by Crowding and Socioeconomic Status. **International Journal of Environmental Research and Public Health**, v. 18, n. 9, p. 4680, 28 abr. 2021. <https://doi.org/10.3390/ijerph18094680>

YANG, J. *et al.* Prevalence of comorbidities and its effects in patients infected with SARS-CoV-2: a systematic review and meta-analysis. **International Journal of Infectious Diseases**, v. 94, p. 91–95, maio 2020. <https://doi.org/10.1016/j.ijid.2020.03.017>

YANG, J. K. *et al.* Plasma glucose levels and diabetes are independent predictors for mortality and morbidity in patients with SARS. **Diabetic Medicine**, v. 23, n. 6, p. 623–628, 26 jun. 2006. <https://doi.org/10.1111/j.1464-5491.2006.01861.x>